

自社株取得とその消却

谷 川 寧 彦[†]

I. はじめに

2000年代に入って自社株買いが盛んに行われている。かつては消却目的に限られ株主総会での特別決議を必要としていたが、2001年10月施行の旧商法改正により株主総会決議で枠を設定すれば目的を定めることなく取得できるようになり、2003年9月施行の旧商法改正で取締役会決議のみによって自社株式取得が実施できるようになったこともその一因であろう。日本経済新聞による集計では、2006年度は6兆9000億円、2007年度は4兆6000億円の自社株買いが行われ、それぞれの年度の配当金総額6兆3700億円、7兆6000億円と肩を並べるようになって⁽¹⁾。配当金額と比較されることから推測されるように、自社株買いは株主に対する資金還元政策、いわゆるペイアウト政策の一手段として位置づけられている⁽²⁾。事業から得た利益を株主に還元する場合、配当金は全ての株主に等しく引き渡されるが、自社株買いでは株式を売却した（元）株主に現金が渡る。后者では現金を手にする株主は一部分になるとはいえ、出資の

[†] この研究は日本学術振興会科学研究費補助金（基盤研究C（一般）課題番号21530316）の助成を受けて行った研究成果の一部である。

(1) 2006年度分は2007年3月19日朝刊、2007年度分は2008年5月26日朝刊による数値。

(2) 教科書の説明としては、例えばBrealey/Myers/Allen（2010）第19章を参照。

見返りに企業から株主に現金が支払われるという意味で、資金の還元が行われているという点では前者と共通している。

ただ厳密には、自社株買いで取得した自己株式、いわゆる金庫株が消却されるまで「資金還元」は完結しない。金庫株を（後ほど）市場で売却すれば、企業は（再び）資金を調達することになるためである。消却されるまでの間は、バランスシート上の「現金」という資産が「自己株式」に置き換わった状態になるだけで、事業で獲得した利益を株主に対して分配したとは素直には言えない。生産設備の購入相手がたまたま自社の株主であった場合と、さして変わらないとも言えるからである。自己株式に対しては配当が支払われないから、例えば一株あたりの配当金額が前年度と同じ場合、自己株式保有分が増えると配当支払総額が減少してしまう。自社株買いから消却までの間に時間がかかり、年間1度ないし2度が通常である配当支払いの時期をまたぐようであると、自社株買いが配当金を減らすことになる。

では、自社株消却をもって株主への資金還元と見なせばよいのであろうか。光定/蜂谷（2011）は消却目的自体を明らかにすることを目指して東証一部上場の非金融企業の消却実施の有無を計測する実証分析（ロジット分析）を行っている。サンプル期間である2003年度から2007年度の5年間に、約1200社のうち35社から51社が消却を実施している。これら企業の特徴は、外国人株主などが多くていわゆる株主圧力が高い企業、負債比率が低い企業である⁽³⁾。企業価値を高めるような有望な投資機会をもっていなさそうな企業が消却を行っているかについて、光定/蜂谷（2011）は否定的な結果を得ている。コーポレート・ガバナンスの研究分野では、株主圧力とは（企業価値ないし株式価値増加につながらない）無駄な事業に資金が投下されないよう「圧力」をかけることを意

(3) ただ、こうした企業の属性を消却目的につなげるためには、例えば企業が目的とする最適負債比率を求め、それに比べて非負債比率が高い企業が消却を実施したというような分析（上野/馬場（2005））が必要であろう。

味していることが多い。どのような背景を持つにせよ、株主圧力が株主への資金還元を求めていると仮定すれば、光定/蜂谷（2011）の結果を株式消却は資金還元であると解釈できる。ただ、消却は自社株買いに比べて圧倒的に少ない。消却していない分は還元とはみなせないのであろうか。

そもそも、消却は簿価ベースで行われる。消却により、消却対象となった株式を取得するのに支払った対価（自社株買いにおける購入価格）分だけ財務諸表の数値が変化する。取得時点と消却時点が離れていれば、消却時点で還元が完結したと把握することにしたとしても、その金額は時価とはいえない⁽⁴⁾。かつてのように、消却のために自社株を取得することを株主総会で決議していたころと違って、取締役会決議で目的を明示せず自社株取得を行える現在では、自社株買いと消却とがどう関連しているかを、明らかにする必要がある。

この論文は、自社株買いと自社株消却との関連を定量的に把握する試みである。自社株買いについては実証研究の蓄積があるが、消却に関しては光定/蜂谷（2011）が述べているようにほとんど先行研究がない。消却に用いた株式の取得時点を明らかにした公表データは存在しないので、この研究はかなり荒削りなものとならざるを得ないことを予め断っておく。以下の構成は次の通りである。Ⅱでは、現金配当や資本構成といった、自社株買いや消却と関連する理論について簡単なレビューを行う。Ⅲではデータについて説明し、Ⅳで計量分析を行う。Ⅴはまとめにあてる。

Ⅱ．自社株取得と消却：ペイアウト政策なのか資本政策なのか

ペイアウト政策について企業経営者にインタビューをした Lintner（1956）、Brav *et al.*（2005）、花枝/芹田（2008, 2009）などの研究が経営者は安定配当を好むという結果を提出・確認している。安定配当の背後には経営者と資本市

(4) 株主にいくら支払われたか、価格が「古く」なる前に、むしろ、直ちにとらえたいということが、自社株買いの実施金額を持って株主還元ととらえることを正当化する理由の1つと考えられる。

場参加者との間の情報非対称性があり、配当は経営者の将来見通しを伝達するものというシグナル仮説の実証分析を行った Dewenter/Warther (1998) は、日米を比較すると日本の方が配当停止や配当変更がより頻繁でそれに対する株式市場の反応も小さいのは、企業集団を形成していた日本の方が情報非対称性の程度が小さいためと解釈している。会社設立50周年などといった特殊な行事に関連づけられて実施される記念配当についても、石川 (2007) は株式市場の反応がそれを一時的な増配と見なしていないという結果を報告している。ただ、配当を支払っている企業は著名な大企業で、情報非対称性の程度は配当を支払っていない企業に比べて大きいとはいいにくく、シグナルが配当支払いの主目的とは考えにくい。

急成長中にある企業は現金配当を支払うと設備投資などに必要な資金を別途調達しなければならなくなるから、企業の成熟度が高い、あるいは資金を必要とする投資機会をさほど抱えていない企業ほど現金配当を行うというライフサイクル仮説⁽⁵⁾については、DeAngelo/DeAngelo/Stulz (2006) や Denis/Osoobov (2008) などがこれを支持する実証結果を提出している。自社株取得や消却をペイアウトの一環と見なせるならば、配当を説明するのに成功している成熟度やライフサイクル段階を示す変数—純資産の構成要素のうち、事業から獲得したと考えられる利益準備金などと株主が払い込んだ資本との比率—が自社株取得や消却を説明するためにも有効なはずである。

日本企業の配当政策に関する周到な研究として佐々木/花枝 (2010) があり、そこでは自社株買いとの関係も分析されている。自社株買いは現金配当を代替するものという Skinner (2008), Grullon/Michaely (2002) の米国企業につい

(5) 配当金の原資は事業活動から生み出される利益にあるが、こうした内部資金の資本コスト（調達費用）が増資や借入れといった外部資金の調達コストと変わらなければ、配当を支払っても外部資金を調達すればすむ。ここでの議論は、前者のコストがより低いという、資金調達に関する「ベッキングオーダー仮説」の前提条件を必要とする。ライフサイクル仮説、シグナル仮説以外のペイアウト政策については、DeAngelo/DeAngelo/Skinner (2008) を参照のこと。

ての実証結果とは異なり、日本では、自社株買いを実施した企業の配当金総額の方が自社株買いを実施していない企業の配当金総額より大きいなど、現金配当に積極的な企業ほど自社株買いを行っていることが報告されている。佐々木/花枝（2010）は、米国と同様に、一部の企業が多額の現金配当を行うという配当の集中、及び自社株買いについても同様の集中が見られることも報告しているが、以上のマクロの結果はこれら二極化現象と整合的である。ただ、個別企業の行動を計測した結果は報告されていないので、多額のペイアウト（配当と自社株買い）を行うという企業属性を所与としたとき、そうした企業で自社株買いを実施していることが配当金額をさらに高めるかどうかは、わからない。

自社株取得に際して出される取締役会決議公告には、自社株取得の目的は「経営環境の変化に応じた機動的な資本政策の実施を可能とするため」という趣旨のことが書かれていることが多い。1990年代に行われた特例法消却に対する株価反応を調べた広瀬他（2005）が、企業内部情報に照らすと株価は割安との判断を機動的に伝達する（格安時期であることを伝達する）と報告していたのと整合的である。山口（2009）は、2001年10月から2004年12月に取得枠が設定された自社株取得について、約70%の企業が取得期間内の平均株価より低い価格で自社株を取得していることを明らかにしている。割安となったタイミングを機動的に活用しているということである。また、花枝/芹田（2008）のサーベイでは、自社株買いは「株価が割安との情報伝達効果を持つ」という命題に賛成する解答が、株主資本を減らし最適な資本構成を実現するため、「将来利益増大という経営者がもつ内部情報の伝達効果を持つ」といった選択肢を上回っている。ペイアウト政策として配当と併せて考慮するということはないようである^{(6),(7)}。

(6) 山口（2007）も、両者は独立した資金還元手段という報告をしている。

(7) 自社株買いと消却について、ここで取り上げた現金配当の代替仮説、マーケット・タイミング仮説の他、砂川（2002）はフリーキャッシュロー仮説、シグナリング仮説、自社株投資仮説を検討している。

既に述べたとおり自社株取得では投資家への資金還元は完了しないので、消却と配当の合計を総還元額とし、1990年度から2003年度（消却については制度が整備された1997年度以降）の東証一部上場企業のデータを用いて、総還元政策を計測したのが上野/馬場（2005）である。総資産に対する配当ないし総還元比率を部分調整モデルで計測し、配当、消却、総還元実施の有無に関する（バイナリ）ロジットモデル、これら金額の減少、据え置き、増加に関するネステッド・ロジットモデルを計測している。消却実施について企業規模が有意にプラスの、有利子負債比率と（TOPIX に対する）相対株価変化率が有意にマイナスの影響を与えているという結果を得ており、機動的な株主還元を裏付けている。配当と消却を同一に扱えることは仮定されている他、上野/馬場（2005）が分析対象とした1990年度から2003年度までの配当政策は安定支払いが続いたのに対しそれ以降は大幅に配当が増加するなど環境が変わっていること⁽⁸⁾、2003年9月の改正で自社株取得を取締役会決議でのみ実施可能となっていることから、彼らの分析結果が現在にも妥当するか、検証の余地がある。

以上の先行研究からは、自社株消却の位置づけが確立されていないことがうかがえる。上野/馬場（2005）を別にすると、消却について検討されていることはペイアウト政策に関する理論ではなく、エージェンシー関係やコーポレート・ガバナンス上の問題である。自社株取得については、ペイアウト政策として配当との関連が探求された他、取得枠の設定に対する株価反応など、自社株取得それ自身がもつエージェンシー関係への含意に関心が集中している。消却を実施するには自社株式の取得が必要であるが、両者の関係については扱われてこなかったと言える。また、投資家と企業との間で株式と現金の交換が行われるという意味で消却は増資の逆の行為であり、消却に必要な自社株取得を行うと考えれば、取締役会決議公告に書かれているとおり自社株取得は「資本政

(8) 例えば Tanigawa (2012) 参照。

策」の一環と見なすことができよう。このように、自社株取得と消却は、どちらもペイアウト政策としての側面と資本政策としての側面を併せ持つ。例えば株主と企業経営者との間のエージェンシー関係に対する含意を探究する場合、どちらの政策を念頭においているのか意識する必要がある。

この研究では、こうした分析を行うための準備として、自社株取得と消却との間の関連を明らかにする。例えば、消却には自社株取得を必要とするのであるから、消却実施の決定には、自社株取得状況が影響を与えているのであろうか。株価が割安であるという見解を伝達しようとして自社株取得を行い続けた結果、金庫株が“必要以上”に溜まってしまったら消却するのであろうか。また、消却をもって資金還元が完了するがそのための第一歩として自社株取得を行っているのであれば、自社株取得株数の決定には消却予定株数が重要な影響をもつはずである。消却予定株数は公表されていないが、消却を決定する諸変数が自社株取得株数の決定要因ともなっているはずである。以下では、こうした変数間の関係を統計的に把握することにする。

Ⅲ. データ

自社株取得データは、Quick 社 Astra Manager の自己株買い付け状況をもとに年度データを作成した。このファイルは、株主総会決議によるもの、取締役会決議によるもの、子会社からの取得によるものといった3つのカテゴリー毎に、取得予定株式数、取得予定金額（総額、上限）といった決議事項と決議日と共に、この決議に対応して取得した株式数とその対価、及び累積株式数と累積金額がほぼ1ヶ月毎の間隔で記録されている。毎年4月1日から翌年3月31日までの間に決議された自社株取得について、最終的な（累積）取得株数と取得金額をここでの自社株取得とした⁽⁹⁾。Astra Manager の端末から得られる

(9) 三月期決算の企業以外は各社の事業年度と一致しないが、後ほど行う財務諸表の数値を用いた回帰分析では対象企業を三月期決算のものに限定した。

自社株取得ファイルから株主総会決議によるものと取締役会決議によるものについて取得終了日と最終取得株式数が得られるので、両者をマッチングさせた。最終取得株式数が合致しないものについては、各社の有価証券報告書やEDINET（金融庁）を検索することで不一致の理由を特定した⁽¹⁰⁾。決議による取得終了期間が長期に及ぶもの場合は特にそうであるが、これが2ヶ月程度であったとしても決議日によっては年度内（3月31日）までに取得終了しているわけではないことに注意されたい。また、取得予定株数（最大数）に達していなくても終了している場合もある。なお、子会社が所有する自己株式の買い取りは、ここでは自社株取得としてカウントしていない。2003年4月1日から2011年3月31日までに行われた決議についてデータを収集した。

自社株消却データ（消却日と消却株式数）も Astra Manager から取得した。この他、財務諸表データは Astra Manager から、株価は日経 Financial Quest から取得した。対象企業は、2011年3月末に東証に株式を上場していた企業から、東証業種コードで銀行・証券・保険に分類されていた企業を除いた1570社である。

表1に、年度毎に自社株取得を実施した企業数と取得金額、及び消却実施企業数を掲げた。取得金額データが揃わずここでは分析対象にしていなかった表には掲載しなかったが、株主総会決議による取得を行った企業数は2003年3月に終了する2002年度が506社で最も多く⁽¹¹⁾、表1にある2003年度の390社がその

(10) 今回分析対象とした2004年3月期以降2011年3月期において約1500件の不一致がみられた。自社株取得ファイルは、株主総会や取締役会で決議した取得終了日が到来していないものは、最終取得株式数が未定なためか、0が記入されているが、自己株式買い付け状況ファイルには買い付けが進捗していれば（途中経過である）現在までの累積取得株式数と金額が記録されている。今回は最新時点（多くは2011年11月末、ファイルには未収録の場合も EDINET 等で最終取得が完了している企業公告が提出されていた場合は2011年12月末）のものを採用した。また、2010年度（2011年3月末終了）に多く見られた不一致は、会社法197条第三項及び第四項にもとづく、所在不明株主の株式の買い取りである。例えば5年間一度も配当の受け取りを行わず住所不明で、買い取り公告に対して意義を申し立てなかった（所在不明）株主の買い取りである。所在不明とはいえ一般株主からの株式取得なので、自社株取得としてカウントした。

表 1. 自社株取得決議により少なくとも 1 株以上を取得した企業数と金額, 及び自社株消却を実施した企業数

| | 年度終了年月 | 201103 | 201003 | 200903 | 200803 | 200703 | 200603 | 200503 | 200403 |
|--------------------|--------|---------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 企業数(社) | 株主総会決議 | 4 | 6 | 10 | 11 | 16 | 20 | 30 | 390 |
| | 取締役会決議 | 271 | 182 | 463 | 452 | 292 | 258 | 288 | 19 |
| 自社株消却を実施した企業数 | | 66 | 49 | 87 | 62 | 41 | 42 | 42 | 47 |
| 取得金額(10億円) | 株主総会決議 | 18.7 | 41.2 | 185.9 | 402.0 | 540.0 | 1,201.2 | 1,325.1 | 2,129.6 |
| | 取締役会決議 | 1,103.5 | 566.5 | 2,446.7 | 3,128.2 | 2,657.3 | 1,424.1 | 914.7 | 15.9 |
| 1 社あたり平均取得金額(10億円) | 株主総会決議 | 4.7 | 6.9 | 18.6 | 36.5 | 33.8 | 60.1 | 44.2 | 5.5 |
| | 取締役会決議 | 4.1 | 3.1 | 5.3 | 6.9 | 9.1 | 5.5 | 3.2 | 0.8 |
| 自社株取得金額合計(10億円) | | 1,122.2 | 607.7 | 2,632.6 | 3,530.2 | 3,197.4 | 2,625.3 | 2,239.8 | 2,145.5 |

次, 2001年度の153社が三番目となっている。株主総会決議による自社株取得を実施した企業数は2004年度以降大幅に減少しているが, 1 社あたりの平均取得金額は, 2003年度は55億円であるが2005年度は601億円, 2007年度は365億円と大幅に増加している。2004年度以降, “大型”の自社株取得は株主総会決議を経ていることがわかる。逆に取締役会決議による自社株取得を行った企業数は2004年度以降大幅に増加していて, 2008年度の463社がピークとなっているが, 1 社あたりの取得金額は株主総会決議によるものと比べると大きくはなく, 30億円から多くて90億円程度である。

消却を行った企業数は41社から87社と自社株取得を決議した企業数の10%から25%程度であり, 2003年度から2007年度の三月期決算企業(非金融)に対象を限定した光定/蜂谷(2010)による数値, 38社から51社とさほど違いがない。

株主総会決議ないし取締役会決議で設定した取得予定株式数(最大値・枠)に対して, 設定した取得期限までに実際どれくらいの株式数を取得したかを, 表2に掲げた。進捗状況が思わしくない場合などを含め, 1 年間に複数の取得

(11) 定款に定めてあれば株主総会の決議を必要とせず, 取締役会決議で自社株取得ができるように改正された旧商法の施行日は, 2003年9月25日である。2002年度のほぼ中間に位置している。

表2. 自社株取得の進捗状況（最終取得株式数／取得予定株式数）の分布

| | | (企業数) | | | | | | | |
|-----------------|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 進捗状況 | | 201103 | 201003 | 200903 | 200803 | 200703 | 200603 | 200503 | 200403 |
| 株主総会決議による取得 | 100% | 2 | 3 | 3 | 8 | 6 | 4 | 7 | 27 |
| | 90%以上100%未満 | 0 | 1 | 0 | 1 | 4 | 5 | 9 | 30 |
| | 80%以上90%未満 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 3 | 4 | 22 |
| | 70%以上80%未満 | 1 | 1 | 3 | 2 | 1 | 2 | 2 | 32 |
| | 60%以上70%未満 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 4 | 28 |
| | 50%以上60%未満 | 0 | 0 | 2 | 0 | 0 | 3 | 1 | 36 |
| | 40%以上50%未満 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 39 |
| | 30%以上40%未満 | 1 | 0 | 0 | 0 | 2 | 2 | 0 | 39 |
| | 20%以上30%未満 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 | 46 |
| | 10%以上20%未満 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 46 |
| | 0%超え10%未満 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 45 |
| 合計 | | 4 | 6 | 10 | 11 | 16 | 20 | 30 | 390 |
| 進捗状況 | | 201103 | 201003 | 200903 | 200803 | 200703 | 200603 | 200503 | 200403 |
| 取締役会決議による取得 | 100% | 131 | 76 | 237 | 228 | 138 | 103 | 91 | 4 |
| | 90%以上100%未満 | 66 | 57 | 73 | 76 | 57 | 55 | 66 | 3 |
| | 80%以上90%未満 | 26 | 15 | 54 | 56 | 24 | 34 | 33 | 0 |
| | 70%以上80%未満 | 11 | 10 | 22 | 19 | 14 | 14 | 25 | 1 |
| | 60%以上70%未満 | 11 | 6 | 20 | 13 | 10 | 14 | 16 | 2 |
| | 50%以上60%未満 | 7 | 5 | 19 | 12 | 15 | 7 | 14 | 0 |
| | 40%以上50%未満 | 5 | 3 | 8 | 11 | 11 | 8 | 8 | 0 |
| | 30%以上40%未満 | 6 | 3 | 13 | 10 | 6 | 6 | 10 | 0 |
| | 20%以上30%未満 | 2 | 1 | 9 | 11 | 5 | 3 | 6 | 1 |
| | 10%以上20%未満 | 2 | 2 | 7 | 8 | 9 | 5 | 9 | 4 |
| | 0%超え10%未満 | 4 | 4 | 1 | 8 | 3 | 9 | 10 | 4 |
| 合計 | | 271 | 182 | 463 | 452 | 292 | 258 | 288 | 19 |
| 進捗状況が80%以上の企業割合 | | | | | | | | | |
| 株主総会決議による取得 | | 50% | 67% | 30% | 82% | 69% | 60% | 67% | 20% |
| 取締役会決議による取得 | | 82% | 81% | 79% | 80% | 75% | 74% | 66% | 37% |

決議をしている企業も（多くはないが）存在したので、1つの企業が複数の決議をしている年度は、最終取得株式数/取得予定株式数の最大値を使って企業を分類した。株主総会決議による取得では、2003年度は10%刻みの10区間及び100%についてほぼ均等に分布している。決議日が2003年度内であるものをここにカウントしているが、実際の取得は決議で定められた期限までに行われた

累積値である。2004年度以降は、最終取得株式数が予定数の80%を超える企業が大半を占める。取締役会決議による取得では、2003・2004年度は別にして、全体の7割から8割の企業の進捗割合が80%を超えており、約半数の企業が100%となっている。表1にあるように、取締役会決議による取得は金額ベースで見てもあまり巨額でないということが、高い“達成率”を持つ企業の多さに寄与している可能性がある。

IV. 計量分析

IV.1 ペイアウト政策として眺めた自社株取得と消却

ここでは自社株取得と消却との関連を数値的に把握する計量分析を行う。自社株取得 REP をペイアウト政策の一手段とみなし、配当の決定要因として有効である利益剰余金/資本金比率 RE/TE, 総資産利益率 ROA, 売上げ変化 SGR を説明変数とし、さらに消却 Q を付け加えた以下の(1)式を計測する。各変数には企業を示す“*i*”と時点“*t*”(2003は2004年三月期に終了した2003年度を示す)がついたパネル分析である。2011年3月末に東証に上場していた非金融企業のうち、2003年度以降のうち少なくとも二年間以上の財務データが得られない企業、及びいったん上場廃止した後に再上場を行った企業はサンプルから外した。その結果1160社が残ったが、このうちいくつかは数年間にわたって財務諸表データが欠落している不完全パネルである。

自社株取得 REP については、株式数と金額の二種のデータがあり、取締役会決議によるもの、株主総会決議によるもの、両方を合計したものの3通りに関して分析した。消却金額はその他資本剰余金が負値にならない限りその変化分であるが、他の理由によるその他剰余金の変化と識別できないため今回はデータを作成していない。

$$REP_{it} = b_0 + b_1 RE/TE_{it} + b_2 ROA_{it} + b_3 SGR_{it}$$

$$+ b4 Q_{it} + b5 Div_{it} + v_i + e_{it},$$

$$i = 1, 2, \dots, 1160, t = 2003, 2004, \dots, 2010. \quad (1)$$

実際の推定では、消却株数 Q と配当 Div を用いないモデル 1をまず推定する。これは自社株取得が配当と同じペイアウト政策とみなす推計モデルである。配当と同じであれば、係数 $b1$ から $b3$ は正の値が推定されるはずである。次に消却株数 Q のみを追加したモデル 2を推定する。消却があるということは自社株取得を増やすはずなので、係数 $b4$ は正の推定値が期待される。

配当との代替関係を見るために、配当 Div を説明変数に組み込む。ただし、剰余金/資本金比率や ROA 、売上げ変化などの変数が配当を説明することが知られているので、そのまま追加したモデル 3と、これら配当と関係している諸変数を全て落としたモデル 4の計測を行う。

自社株取得金額を被説明変数とする固定効果モデルの計測結果を表 3 に掲げた。固有效果 F 欄の数値は、企業毎の固定効果があるかどうかの F 検定統計量とその有意水準である。モデル 1 から 4 のすべてについて、固定効果がないという帰無仮説は棄却されている。ランダム効果モデルを計測し Breusch-Pagan の LM 検定によってランダム効果モデルが選ばれることを確認の上、Hausman-Wu のカイ二乗検定によってランダム効果モデルと固定効果モデルの係数推定値が等しいかどうかを調べてモデル選択を行うという、標準的な手法を踏襲した⁽¹²⁾。Hausman 欄の数値はこのカイ二乗検定統計量とその有意水準である。数値右横に \dagger を記したモデルでは Hausman-Wu 検定に使われる分散共分散行列の差が正の定符号行列にならなかったため、ランダム効果モデルによる分散共分散行列推定値を使って検定統計量を計算した。いずれもランダム効果モデルは棄却され、固定効果モデルが選ばれている。また、自社株取得

(12) これらの検定統計量の詳細及びモデル選択の手続きについては、パネル分析に関する教科書、例えば北村（2009）などを参照のこと。

表 3. 自社株式取得金額の回帰モデル (ペイアウト)

| 固定効果モデル 被説明変数 | モデル 1 | | | モデル 2 | | |
|------------------|----------------|--------------------|-------------------|-----------------|--------------------|-------------------|
| | 取締役会決議 | 株主総会決議 | 合計 | 取締役会決議 | 株主総会決議 | 合計 |
| RE/TE*1000 | 43.682 *** | -353.658 *** | -309.976 *** | 42.657 *** | -353.217 *** | -310.560 *** |
| ROA (%) *1000 | 70.124 * | 73.750 * | 143.874 *** | 69.391 * | 74.065 * | 143.456 *** |
| 売上高変化 | 2.178 *** | 6.347 *** | 8.526 *** | 1.805 *** | 6.508 *** | 8.312 *** |
| 変 消却株数 | | | | 0.227 *** | -0.098 *** | 0.130 *** |
| 配当 | | | | | | |
| 定数項 | 5.62E+05 | 1.74E+06 *** | 2.30E+06 *** | 4.96E+05 | 1.77E+06 *** | 2.26E+06 *** |
| データ数 N | 8777 | 8777 | 8777 | 8777 | 8777 | 8777 |
| R ² | 0.003 | 0.021 | 0.021 | 0.018 | 0.024 | 0.024 |
| sigma_u | 4.68E+06 | 9.07E+06 | 1.08E+07 | 4.56E+06 | 9.13E+06 | 1.07E+07 |
| sigma_e | 8.82E+06 | 9.36E+06 | 1.22E+07 | 8.76E+06 | 9.35E+06 | 1.22E+07 |
| rho | 0.220 | 0.485 | 0.439 | 0.213 | 0.489 | 0.435 |
| 固有効果 F | 2.19 (0.0000) | 6.60 (0.0000) | 5.50 (0.0000) | 2.09 (0.0000) | 6.59 (0.0000) | 5.28 (0.0000) |
| Hausman | 95.06 (0.0000) | 122.32 (0.0000) | 896.75 (0.0000) | 108.14 (0.0000) | 120.05 (0.0000) † | 156.15 (0.0000) † |
| 固定効果モデル 被説明変数 | モデル 3 | | | モデル 4 | | |
| | 取締役会決議 | 株主総会決議 | 合計 | 取締役会決議 | 株主総会決議 | 合計 |
| RE/TE*1000 | -185.833 ** | 37.282 | -148.550 | | | |
| ROA (%) *1000 | 55.508 | 97.791 ** | 153.299 *** | | | |
| 売上高変化 | 0.737 | 8.332 *** | 9.069 *** | | | |
| 変 消却株数 | 0.173 *** | -0.005 | 0.168 *** | 0.168 *** | 0.010 | 0.178 *** |
| 配当 | 244.638 *** | -418.097 *** | -173.460 *** | 237.622 *** | -364.389 *** | -126.767 *** |
| 定数項 | 7.07E+05 * | 1.41E+06 *** | 2.11E+06 *** | 2.08E+05 * | 1.86E+06 *** | 2.07E+06 *** |
| データ数 N | 8777 | 8777 | 8777 | 9271 | 9271 | 9271 |
| R ² | 0.039 | 0.078 | 0.029 | 0.037 | 0.048 | 0.007 |
| sigma_u | 4.52E+06 | 1.30E+07 | 1.22E+07 | 4.23E+06 | 1.24E+07 | 1.16E+07 |
| sigma_e | 8.66E+06 | 9.08E+06 | 1.22E+07 | 8.41E+06 | 8.95E+06 | 1.19E+07 |
| rho | 0.214 | 0.671 | 0.503 | 0.202 | 0.659 | 0.485 |
| 固有効果 F | 1.81 (0.0000) | 4.77 (0.0000) | 2.49 (0.0000) | 1.93 (0.0000) | 4.83 (0.0000) | 2.52 (0.0000) |
| Hausman | 33.71 (0.0000) | 1496.49 (0.0000) † | 918.86 (0.0000) † | 25.85 (0.0000) | 1300.18 (0.0000) † | 953.22 (0.0000) |

係数右横のアスタリスクは、推定された係数が0であるという帰無仮説に対する有意水準が次の通りであることを示す。

* p < 0.05 ; ** p < 0.01 ; *** p < 0.001

† ランダム効果モデルと固定効果モデルを選択するための Hausman 検定統計量の計算において、両モデルの分散共分散行列推定値の差の行列が正の定符号とならなかったため、ランダム効果モデルの分散共分散行列に基づいてカイ二乗検定統計量を求めたことを示す。

株数を被説明変数とするモデルについても固定効果モデル、ランダム効果モデル、各検定統計量を計算したが、各係数の有意水準は自社株取得金額を被説明変数とするケースと変わらなかったで、これも計測結果の報告は省略した。 R^2 はモデル全体の決定係数、 σ_u 、 σ_e は誤差項分散の推定値である。ここでは係数推定値の標準誤差の報告を省略し、係数値横のアスタリスクによって、表の下に記したように、係数推定値が0という帰無仮説に対する有意水準のみを示した。

取締役会決議による自社株取得（金額、以下では省略）に関するモデル1の推定結果を見ると、配当をよく説明することが知られている利益剰余金/資本金比率やROAは有意ではない。株主総会決議による自社株取得に関するモデル1の推定結果では、利益剰余金/資本金比率が大きいと配当の場合と違って有意に自社株取得が小さいという結果となっている。取締役会決議による分と株主総会決議による分をあわせた「合計」を被説明変数とする推定結果では、株主総会決議文の結果を反映する形の計測結果が得られている。モデル1の推定結果は従来研究と整合的で、自社株取得と現金配当とは利益還元手段としては「別もの」であることを示している。

消却株数が自社株取得に影響しているかを見たモデル2の推定結果は、取締役会決議による取得と取締役会決議と株主総会決議の合計に対してはプラスに有意の、株主総会決議による取得に対しては有意にマイナスの影響を与えている。一年間で集計しているため自社株取得時期と消却時期とどちらが先行したかはわからないとはいえ、消却があることを（公表はしていないもののこれがある程度は）予定して自社株取得を取締役会で決議すると考えると、プラスの符号が自然である。旧商法の規定により株主総会決議を必要としていた2003年9月までの期間を含む2003年度のデータを取り除いて計測しても、この結果は変わらなかった。表1にあるように株主総会決議による自社株取得は規模が大きいが、株式消却を行う企業については、自社株買いは小さいという結果であ

る。

配当が自社株取得にどう影響しているかを見たモデル3とモデル4の推定結果に移ろう。どちらのモデルでも、配当を説明変数に加えても、消却は取締役会決議による自社株取得に関して有意にプラスの影響を与えていることがわかる。株主総会決議による自社株取得については、配当を説明変数に加えると消却の効果は有意でなくなり、取締役会決議と株主総会決議をあわせた自社株取得については、消却は有意にプラスという結果である。

配当が自社株取得に与える効果は、取締役会決議による取得にはプラスの、株主総会決議による取得にはマイナスの影響を有意に与えている。前者は佐々木/花枝（2010）などが報告しているように、配当を多く支払っている企業は自社株買いを積極的に行っているという結果と整合的である。ここでの独自の発見は、年間数社から多くて数十社と少ないものの株主総会決議による大型の自社株取得（表1）については、配当支払いと自社株取得の大きさは逆相関しているということである。自社株取得金額が平均365億円から600億円に達していた2005年度から2007年度にかけては経済が好調で過去最高利益を更新していた企業も多く、配当も2004年頃までの安定配当を脱して急増していた時期ではあるが、さすがにこの規模の自社株取得を行った上で配当を増やすには資金的にタイトであったことがうかがえる。

次に式(1)における自社株取得と消却を入れ替えて同様の分析を行なう。消却を配当と同様の還元と見なせるのであれば、配当をうまく説明する変数によっても説明できるはずというのが、次式を計測する意図である⁽¹³⁾。

$$Q_{it} = b0 + b1 \text{ RE/TE}_{it} + b2 \text{ ROA}_{it} + b3 \text{ SGR}_{it} \\ + b4 \text{ REP}_{it} + b5 \text{ Div}_{it} + v_i + e_{it},$$

(13) 消却 Q は株式数であって金額ではないことに注意されたい。株式数の金額が時価総額に占める割合など企業毎の差異は、 v_i で吸収されることを想定している。

表 4. 消却株式数の回帰モデル (ペイアウト)

| 固定効果モデル 被説明変数：消却株式数 | | モデル 1 | モデル 2 | モデル 3 | モデル 4 | モデル 5 |
|------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| 説明変数 | RE/TE*1000 | 1.070 | -15.693 | 9.040 | -145.688 *** | -162.631 *** |
| | ROA (%) *1000 | -0.817 | 5.653 | -0.241 | -8.931 | -4.270 |
| | 売上高変化 | 1.531 *** | 1.920 *** | 1.477 *** | 0.811 ** | 1.085 *** |
| | 取締役会決議自社株取得株式数 | 100.116 *** | | | 76.464 *** | |
| | 株主総会決議自社株取得株式数 | | -195.510 *** | | | -147.915 *** |
| | 自社株取得株式数 | | | 65.674 *** | | |
| | 配当金 | | | | 157.831 *** | 162.415 *** |
| | 定数項 | 2.61E+05 | 4.05E+05 * | 2.35E+05 | 3.95E+05 * | 5.08E+05 ** |
| | データ数 N | 8777 | 8777 | 8777 | 8777 | 8777 |
| | R^2 | 0.017 | 0.012 | 0.01 | 0.049 | 0.046 |
| 説明変数 | sigma_u | 2.41E+06 | 2.59E+06 | 2.39E+06 | 2.73E+06 | 2.79E+06 |
| | sigma_e | 4.67E+06 | 4.68E+06 | 4.69E+06 | 4.59E+06 | 4.60E+06 |
| | rho | 0.210 | 0.234 | 0.206 | 0.261 | 0.269 |
| | 固有効果 F | 1.67(0.0000) | 1.80(0.0000) | 1.60(0.0000) | 1.63(0.0000) | 1.72(0.0000) |
| | Hausman | 31.07(0.0000) | 263.18(0.0000) | 80.33(0.0000) | 92.06(0.0000) | 169.76(0.0000) |
| 被説明変数：消却株式数 | | モデル 6 | モデル 7 | モデル 8 | モデル 9 | |
| 説明変数 | RE/TE*1000 | -145.424 *** | | | | |
| | ROA (%) *1000 | -8.815 | | | | |
| | 売上高変化 | 0.743 * | | | | |
| | 取締役会決議自社株取得株式数 | | 77.259 *** | | | |
| | 株主総会決議自社株取得株式数 | | | -126.086 *** | | |
| | 自社株取得株式数 | 49.561 *** | | | 52.735 *** | |
| | 配当金 | 164.015 *** | 157.127 *** | 163.121 *** | 162.716 *** | |
| | 定数項 | 3.80E+05 * | -2.70E+05 *** | -2.16E+05 *** | -2.83E+05 *** | |
| | データ数 N | 8777 | 9271 | 9271 | 9271 | |
| | R^2 | 0.045 | 0.047 | 0.043 | 0.044 | |
| 説明変数 | sigma_u | 2.77E+06 | 2.24E+06 | 2.26E+06 | 2.29E+06 | |
| | sigma_e | 4.60E+06 | 4.55E+06 | 4.56E+06 | 4.56E+06 | |
| | rho | 0.265 | 0.195 | 0.198 | 0.201 | |
| | 固有効果 F | 1.62(0.0000) | 1.39(0.0000) | 1.48(0.0000) | 1.38(0.0000) | |
| | Hausman | 135.96(0.0000) | 110.92(0.0000) | 266.59(0.0000) | 170.72(0.0000) | |

係数右横のアスタリスクは、推定された係数が0であるという帰無仮説に対する有意水準が次の通りであることを示す。

* p < 0.05 ; ** p < 0.01 ; *** p < 0.001

$$i = 1, 2, \dots, 1160, t = 2003, 2004, \dots, 2010. \quad (2)$$

固定効果モデルの計測結果を表4に掲げた。固定効果F欄の検定統計量からOLSモデルに対して固定効果モデルが選択されることがわかる。結果の記載は省略したが、Breusch-PaganのLM検定により推定したランダム効果モデルもOLSモデルに対しては選択される。しかし、Hausman欄の検定統計量からわかるように、固定効果モデルかランダム効果モデルかの選択では固定効果モデルが選択された。

配当は消却に有意にプラスの効果を与えていること、取締役会決議による取得株式数は有意にプラスの、株主総会決議による取得株式数は有意にマイナスの効果、それぞれ消却株式数に与えているという表3で得られた傾向を、表4においても見ることができる。

IV.2 資本政策として眺めた自社株取得と自社株消却

最適な資本構成を達成する手段として株式消却をとらえ、消却のために必要な自社株を取得するというケースを想定しよう。MMによる無関連命題を別にすると、最も代表的な資本構成理論は、負債が持つ節税効果と倒産コストのトレードオフ理論である。資本構成を変化させる際にコストがかかることを仮定すると、望ましい方向への部分調整モデルを得ることができる⁽¹⁴⁾。ここでは、現在の資本構成を表す変数をいくつか取り出し、それらを説明変数とし被説明変数に消却株式数を用いた次式を計測する。

資本構成を表す変数として長期負債 LDebt、短期負債 SDebt、資本金 Cap を考え、事業成長率の代理変数として売上高増加 SGR、消却により減少させ

(14) 1990年代以降の日本企業の資本構成について分析した西岡/馬場(2004)は1990年代の負債圧縮行動について、格付けが高い企業は低下した最適比率に向けて相応の調整を進めたのに対し、格付けが低い企業では1990年代後半に最適比率からの乖離が拡大したことを報告している。

る資本準備金 CRes を取り上げる。これに取締役会決議, 株主総会決議, 及び両決議を合計した自社株取得数 REP を付け加えて, 自社株取得と消却との関係を資本構成の文脈で把握することにする。最終的に得た推定式は, 次の通り。

$$Q_{it} = b_0 + b_1 \text{Debt}_{it} + b_2 (\text{Cres/Cap})_{it} + b_3 \text{SGR}_{it} + b_4 \text{REP}_{it} + v_i + e_{it},$$

$$i = 1, 2, \dots, 1160, t = 2003, 2004, \dots, 2010. \quad (3)$$

固定効果モデルによる推定結果を表5に掲げた。ランダム効果モデルを推定し Breusch-Pagan の LM 検定によってランダム効果モデルが選ばれることを確認の上, Hausman-Wu のカイ二乗検定によってランダム効果モデルと固定効果モデルの係数推定値が等しいかどうかを調べたところ, 両者が等しいという帰無仮説は棄却され, 固定効果モデルが選択された。

負債 Debt として長期負債 LDebt を用いたモデル1からモデル3では, 自社株取得 REP に取締役会決議による取得株式数を用いたモデル2以外は, 負債が自社株消却に有意な影響を及ぼしていない。表5には資本準備金/資本金という比率の形で資本金などを用いたモデルしか掲載していないが, これらを別々の変数としたモデルの推定でもこれらが有意になる結果は得られなかった。負債 Debt として短期負債 SDebt を用いたモデル4からモデル6では, 短期負債が多いと消却株数が多いという結果となった。長期負債ではなく償還期限が1年未満の短期負債が消却と有意な関係を持つことは, 消却は資本構成を操作するための機動的な手段と解釈できる。ただしプラスに有意というこの結果は, 負債を圧縮して負債/資本比率を減少させた企業は資本を圧縮する余裕があり, 消却による資本圧縮を進めているという上野/馬場 (2005) とは符号が逆になっている。

負債として長短どちらを用いた場合も, 取締役会決議による自社株取得数は

消却株式を増やし、株主総会決議による自社株取得数は消却株式数を減らし、これらを合計した自社株取得数は消却株式数を増やす効果が、統計上有意であることが確認できた。取締役会決議による自社株取得と株主総会決議による自社株取得とは、消却株式数との相関関係が反対方向であるという表3、表4の結果を表5においても見ることができる。

IV.3 結果の解釈

以上の計量分析が明らかにしたことは、自社株取得と消却との間には統計上の関係が存在し、取締役会決議による取得と株主総会決議による取得とでは関係の方向が異なるということである。両者の違いはここでは取得

表5. 消却株式の回帰モデル (資本構成)

| 固定効果モデル 被説明変数：消却株式数 | | モデル 1 | モデル 2 | モデル 3 | モデル 4 | モデル 5 | モデル 6 |
|------------------------|-----------------|----------------|-----------------|----------------|----------------|-----------------|----------------|
| 説明変数 | 長期負債 | -0.715 | -2.177 ** | -0.456 | 4.939 *** | 3.816 *** | 5.896 *** |
| | 短期負債 | -15.724 | -15.386 | -15.123 | -18.700 | -17.698 | -18.701 |
| | 資本剰余金/資本金*10000 | 1.501 *** | 1.871 *** | 1.458 *** | 1.207 *** | 1.604 *** | 1.062 *** |
| | 売上高増加 | 0.100 *** | | | 0.095 *** | | |
| | 取締役会決議取得株式数 | | -0.212 *** | | | -0.139 *** | |
| 定数項 | 株主総会決議取得株式数 | | | 0.065 *** | | | 0.073 *** |
| | 取得自己株式数(合計) | 5.34E+05 ** | 8.46E+05 *** | 5.03E+05 ** | -2.93E+05 | -3.95E+04 | -4.38E+05 * |
| データ数 N | | 8777 | 8777 | 8777 | 8777 | 8777 | 8777 |
| R ² | | 0.017 | 0.013 | 0.01 | 0.023 | 0.015 | 0.019 |
| sigma_u | | 2.55E+06 | 3.15E+06 | 2.48E+06 | 3.00E+06 | 2.70E+06 | 3.33E+06 |
| sigma_e | | 4.67E+06 | 4.68E+06 | 4.69E+06 | 4.66E+06 | 4.68E+06 | 4.67E+06 |
| rho | | 0.229 | 0.312 | 0.219 | 0.294 | 0.251 | 0.388 |
| 固有効果 F | | 1.61 (0.0000) | 1.74 (0.0000) | 1.55 (0.0000) | 1.62 (0.0000) | 1.71 (0.0000) | 1.60 (0.0000) |
| Hausman | | 26.12 (0.0000) | 235.84 (0.0000) | 66.06 (0.0000) | 44.66 (0.0000) | 184.34 (0.0000) | 99.58 (0.0000) |

係数右横のアスタリスクは、推定された係数が0であるという帰無仮説に対する有意水準が次の通りであることを示す。

* p < 0.05 ; ** p < 0.01 ; *** p < 0.001

金額ということしか把握できていないが、株主総会にかけて承認を得た理由が何なのか、大量取得のためか、それ以外にもあるのかに関心が持たれる。金額が大きいということは企業規模をある程度反映しているので、この点についても精査する必要がある。

V. 結び

平成17年の新会社法で一応の完結となる様々な規制緩和と自由化措置のうち、企業による自社株取得に関するものは、使途目的を特定せず保有期限に制約を設けずに株式市場から企業が自社株式を買い付ける、いわゆる金庫株を大量に生み出した。こうした自社株買いは、株主に企業から現金が支払われるため従来の現金配当と併せてペイアウト政策として議論されてきた。取得した金庫株式は新株予約権の権利行使に対して交付したり株式交換型の企業買収に用いたりすることができるため、消却しなければ株主への資金還元は完了したことにならない。この意味では消却をペイアウトとして分析する必要がある。

しかしながら、増資と正反対の資金・株式の流れを持つ消却は、企業の資本政策として論じるということにも一理ある。消却のためには自社株式の取得を必要とする関係から、自社株取得に対する取締役会決議公告に取得の目的として機動的な資本政策を実施可能とするためという記述が多い。消却や自社株取得は資本政策としての側面も併せ持つ。この研究では、自社株取得と消却についてこうした二面性を指摘すると共に、ペイアウト政策である配当と、ペイアウト政策の側面と資本政策の側面を併せ持つ自社株取得と株式消却について、いわゆる理論を想定することなく統計的關係を把握することを試みた。

予め定款に定めておくことにより株主総会決議を経ることなく取締役会決議によって自社株取得が可能となった2003年9月以降は、取締役会決議により自社株取得を行なう企業数及び取得金額が急増した。ただこの時期、特にリーマンショック前の2007年度～2009年度において株主総会決議によって取得した自

自社株取得は、件数は多くないものの金額は取締役会決議による取得金額の5倍から10倍に及ぶなど大型である。

自社株取得が配当や消却とどのような統計的関係があるか、ここではパネル分析を行って把握したが、自社株取得決議機関が違くと関係の方向が異なるという結果を得た。2003年度以降について、取得決議機関を区別して分析したのは本研究が最初の試みである。株主総会決議による自社株取得株式数や金額は消却株数と負の関係を持つが、取締役会決議による自社株取得株式数や金額は消却株数と正の関係を持つということが、配当金や資本構成選択と解釈される回帰式推定で確認できた。

三月末という年度毎の集計値を用いたことで、取締役会決議によって実施できることの「機動性」や「タイミング」の効果や、取得時点と消却時点との関係を正確には把握するに至らず、三月末を期末としない企業の財務諸表データを用いた分析は誤差を持ち込んでいるなど、改善の余地がある問題も多い。ペイアウト政策としての関係なのか、資本政策としての関係なのかを識別するという、計量分析上の問題も残されている。今後の課題としたい。

参考文献

- Brav, A., J. Graham, C. Harvey, and R. Michaely (2005), Payout Policy in the 21st Century, *Journal of Financial Economics* 77, 483-572.
- Brealey, R., S. Myers, and F. Allen (2010), *Principles of Corporate Finance*, 10th ed., McGraw-Hill (藤井/国枝監訳『コーポレートファイナンス (第8版)』(上・下) 日経 BP 社, 2007年)。
- DeAngelo, H. L. DeAngelo, and D. Skinner (2008), Corporate Payout Policy, *Foundations and Trends in Finance* 3, 95-287.
- DeAngelo, H. L. DeAngelo, and R. Stulz (2006), Dividend Policy and the Earned/Contributed Capital Mix: a Test of the Life-cycle Theory, *Journal of Financial Economics* 81, 227-254.
- Denis, D. and I. Osobov (2008), Why do Firms Pay Dividends? International Evidence on the Determinants of Dividend Policy, *Journal of Financial Economics* 89, 62-82.
- Dewenter, K. and V. Warther (1998), Dividends, Asymmetric Information, and Agency Conflicts: Evidence from a Comparison of the Dividend Policies of Japanese and U.S. firms, *Journal of Finance* 53, 879-904.
- Grullon, G. and R. Michaely (2002), Dividends, Share Repurchases, and the Substitution Hypothesis, *Journal of Finance* 57, 1649-1684.
- Lintner, J. (1956), Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings, and

- Taxes, *American Economic Review* 46, 97-113.
- Skinner, D. (2008), The Evolving Relation between Earnings, Dividends, and Stock Repurchases, *Journal of Financial Economics* 87, 582-609.
- Tanigawa, Y. (2012), Dividend Policy Changes in Japan: a break in 2004, *Waseda Business and Economic Studies* 47, forthcoming.
- 砂川信幸 (2002) 「自社株買い入れ消却と株価動向の理論」『神戸大学経営学部ディスカッションペーパーシリーズ』2002-02。
- 石川博行 (2007) 『配当政策の実証分析』中央経済社。
- 上野陽一, 馬場直彦 (2005) 「わが国企業による株主還元策の決定要因：配当/自社株消却のインセンティブを巡る実証分析」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』05-J-6。
- 北村行伸 (2009) 『パネルデータ分析』岩波書店。
- 佐々木寿記, 花枝英樹 (2010) 「わが国企業の配当政策のマクロ分析」『経営財務研究』29, 2-31。
- 西岡慎一, 馬場直彦 (2004) 「わが国企業の負債圧縮行動について：最適資本構成に関する動学的パネル・データ分析」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』04-J-15。
- 花枝英樹, 芹田敏夫 (2008) 「日本企業の配当政策・自社株買い—サーベイ・データによる検証—」『現代ファイナンス』24, 129-160。
- 花枝英樹, 芹田敏夫 (2009) 「ペイアウト政策のサーベイ調査：日米比較を中心に」『証券アナリストジャーナル』47, 11-22。
- 広瀬純夫, 柳川範之, 斉藤誠 (2005) 「企業内キャッシュフローと企業価値—日本の株式消却に関する実証分析を通じての考察—」『経済研究』56, 30-41。
- 光定洋介, 蜂谷豊彦 (2011) 「企業はどういう動機で金庫株消却を行うか、—企業行動に関する実証分析—」『経営財務研究』30, 61-82。
- 山口聖 (2007) 「わが国企業における配当と自社株買いの関係」『証券アナリストジャーナル』45, 104-113。
- 山口聖 (2009) 「日本企業の自社株買いに関する実証研究」神戸大学提出博士論文, http://www.lib.kobe-u.ac.jp/handle_kernel/D1004571。